

## **FIXED EFFECT MODEL PADA REGRESI DATA PANEL**

**Alfira Mulya Astuti<sup>1</sup>**

**Abstrak:** Pengamatan terhadap perlakuan dalam bidang pendidikan maupun bidang lainnya, tidak cukup jika diamati hanya pada waktu bersamaan saja, melainkan perlu diamati pada beberapa periode waktu. Untuk itu, diperlukan data yang merupakan data gabungan antara data *cross section* dan *time series* yang disebut data panel. Variabel respon dan variabel bebas pada data *cross section* dan unit *time series* dihubungkan dengan metode regresi. Regresi dengan menggunakan data panel disebut regresi panel. Terdapat tiga pendekatan yang dapat digunakan pada regresi data panel, salah satunya pendekatan efek tetap yang selanjutnya disebut *Fixed Effect Model* (FEM).

**Kata kunci:** *Fixed Effect Model* (FEM); *Ordinary Least Square*; Regresi Data Panel

### **A. PENDAHULUAN**

Pengamatan terhadap perlakuan dalam bidang pendidikan maupun bidang lainnya, tidak cukup jika diamati hanya pada waktu bersamaan saja, perlu ditentukan pengamatan pada beberapa periode waktu. Untuk itu, diperlukan data yang merupakan data gabungan antara data *cross section* dan *time series* yang disebut data panel. Menurut Baltagi (2005), terdapat beberapa keuntungan menggunakan data panel. Keuntungan tersebut adalah data lebih informatif, lebih bervariasi, lebih efisien, dapat menghindari masalah multikolinearitas, lebih unggul dalam mempelajari perubahan yang dinamis, lebih dapat mengukur pengaruh-pengaruh yang tidak dapat diobservasi pada data *cross section* murni dan *time series* murni, serta dengan membuat data tersedia dalam jumlah lebih banyak,

---

<sup>1</sup> Institut Agama Islam Negeri Mataram, Indonesia, [alfiramulyastuti@yahoo.co.id](mailto:alfiramulyastuti@yahoo.co.id)

data panel dapat meminimumkan bias yang dapat terjadi bila mengagregatkan individu ke dalam agregat yang luas.

Variabel respon dan variabel bebas pada data *cross section* dan unit *time series* dihubungkan dengan metode regresi dimana hubungan tersebut digambarkan dalam bentuk estimasi yang membentuk suatu model tertentu. Regresi dengan menggunakan data panel disebut regresi data panel. Hasil analisis regresi dianggap berlaku pada semua unit pengamatan pada semua waktu. Metode ini sering disebut dengan *common effect model* (Winarno, 2007). Namun, asumsi ini memiliki kelemahan yaitu ketidaksesuaian model dengan keadaan yang sesungguhnya. Oleh karena itu, diperlukan suatu model yang dapat menunjukkan perbedaan antar unit pengamatan. Model ini disebut model regresi efek tetap yang selanjutnya disebut *Fixed Effect Model (FEM)*.

Pada *common effect model*, parameter diestimasi dengan menggunakan metode *Ordinary Least Square (OLS)* atau metode kuadrat terkecil. Pada model FEM, struktur komponen error dapat diabaikan sehingga parameter diestimasi juga dengan metode OLS tetapi dengan penambahan variabel dummy dalam proses estimasinya (Hsiao, 2002).

Model regresi data panel merupakan salah satu model yang digunakan dalam ekonometrika. Model regresi data panel secara umum dapat dinyatakan pada persamaan (2.1).

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (2.1)$$

dimana  $y_{it}$  adalah unit *cross section* ke- $i$  untuk periode waktu ke- $t$ ,  $\mathbf{x}_{it}$  menunjukkan vektor observasi pada variabel independen berukuran  $k \times 1$ , dan  $\alpha_i$  (intersep) merupakan efek group/individu dari unit *cross section* ke- $i$  yang bernilai konstan sepanjang waktu  $t$  atau bahkan berbeda-beda untuk setiap unit *cross section* ke- $i$ . dan  $\mathbf{u}_{it}$  adalah error regresi untuk group ke- $i$  untuk periode waktu ke- $t$ .

Secara umum, dengan menggunakan data panel akan dihasilkan *intersep* dan *slope* koefisien yang berbeda-beda pada setiap individu dan setiap periode waktu. Oleh karena itu, dalam mengestimasi (2.1) akan sangat tergantung pada asumsi yang dibuat tentang intersep, slope koefisien dan variabel gangguannya (Hsiao, 2000). Berikut asumsi tersebut.

1. *Intersep* dan *slope* tetap sepanjang waktu dan individu serta perbedaan *intersep* dan *slope* dijelaskan oleh variabel gangguan. Modelnya dituliskan pada (2.1)

2. *Slope* tetap, tetapi *intersep* berbeda antar individu. Modelnya sebagai berikut.

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (2.2)$$

3. *Slope* tetap, tetapi *intersep* berbeda baik antar waktu maupun antar individu. Modelnya sebagai berikut.

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (2.3)$$

4. *Intersep* dan *slope* berbeda antar individu. Modelnya sebagai berikut.

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{u}_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4)$$

5. *Intersep* dan *slope* berbeda antar waktu dan antar individu. Modelnya sebagai berikut.

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta}_{it} + \mathbf{u}_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (2.5)$$

Terdapat beberapa pendekatan dan metode estimasi pada model regresi data panel

#### 1. Common Effect Model

Teknik yang paling sederhana dalam mengestimasi model regresi data panel adalah dengan mengkombinasikan data *time series* dan *cross section* lalu melakukan pendugaan (*pooling*). Data dikombinasikan tanpa memperhatikan perbedaan antar waktu dan antar individu. Pada pendekatan ini, digunakan metode OLS untuk mengestimasi model (Sukendar & Zainal, 2007).

Pendekatan ini disebut estimasi *common effect model* atau *pooled least square*. Di setiap observasi terdapat regresi sehingga datanya berdimensi tunggal. Metode ini mengasumsikan bahwa nilai *intersep* masing-masing variabel adalah sama begitu pun dengan *slope* koefisien. Metode ini mudah, namun model bisa saja mendistorsi gambaran yang sebenarnya dari hubungan antara variabel *dependen* dan variabel *independen* antar unit *cross section* (Sukendar & Zainal, 2007).

#### 2. Fixed Effect Model

Menurut Sukendar dan Zainal (2007), pada pendekatan model efek tetap, diasumsikan bahwa *intersep* dan *slope* ( $\beta$ ) dari persamaan regresi

(model) dianggap konstan baik antar unit *cross section* maupun antar unit *time series*. Satu cara untuk memperhatikan unit *cross-section* atau unit *time-series* adalah dengan memasukkan variabel boneka/semu (*dummy variable*) untuk mengizinkan terjadinya perbedaan nilai parameter yang berbeda-beda, baik lintas unit *cross-section* maupun antar unit *time series*. Pendekatan yang paling sering dilakukan adalah dengan mengizinkan intersep bervariasi antar unit *cross-section* namun tetap mengasumsikan bahwa *slope* koefisien adalah konstan antar unit *cross-section*. Pendekatan ini dikenal dengan sebutan model efek tetap (*fixed effect model/FEM*)

Adanya indeks  $i$  di *intersep* pada persamaan (2.1), menandakan bahwa *intersep* dari unit *cross section* berbeda. Perbedaan ini bisa disebabkan karena fitur khusus setiap unit *cross-section*. Dalam estimasi persamaan tersebut dilakukan dengan teknik variabel *dummy* pada persamaan (2.1) sehingga persamaan baru dapat dilihat pada persamaan (2.2).

$$y_{it} = D\alpha_i + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \quad (2.6)$$

dimana  $D = [d_1 \ d_2 \ \dots \ d_n]$  merupakan variabel *dummy* untuk unit ke- $i$ . (Greene, 2000).

Oleh karena penggunaan teknik variabel *dummy* dalam proses regresi, maka FEM biasa juga disebut *Least Square Dummy Variables* (LSDV). Teknik variabel *dummy* bisa digunakan pada unit *cross section* or unit *time series*.

### 3. Random Effect Model

Dalam mengestimasi data panel melalui pendekatan FEM, variabel *dummy* menunjukkan ketidakpastian model yang digunakan. Untuk mengatasi masalah ini, digunakan variabel residual yang dikenal dengan pendekatan *random effect model* (REM). Ide dasar dari REM adalah mengasumsikan error bersifat random. REM diestimasi dengan metode *Generalized Least Square* (GLS).

### 4. Metode Kuadrat Terkecil.

Metode *Ordinary Least square* atau yang dikenal dengan metode kuadrat terkecil merupakan salah satu metode yang populer untuk

menduga nilai parameter dalam persamaan regresi linier. Metode ini tidak memerlukan asumsi distribusi. Pada prinsipnya metode ini meminimumkan jumlah kuadrat *error* dengan menurunkannya terhadap parameter secara parsial dan mengeset hasilnya sama dengan 0. Dengan demikian diharapkan nilai-nilai parameter yang didapat mendekati nilai yang sebenarnya.

#### 5. Pengujian Signifikansi Parameter.

Pengujian signifikansi parameter pada regresi data panel pada dasarnya identik dengan pengujian signifikansi pada regresi linier berganda. Karena data panel berangkat dari analisis regresi linier berganda. Pengujian ini dimaksudkan untuk mengetahui apakah parameter yang terdapat dalam model regresi data panel telah menunjukkan hubungan yang tepat antara variabel independen dengan variabel dependen serta untuk mengetahui apakah model yang memuat parameter tersebut telah mampu menggambarkan keadaan data yang sebenarnya. Ada dua tahap pengujian parameter dalam regresi data panel, yaitu pengujian secara serentak (*overall*) dan pengujian secara parsial.

### B. METODE PENELITIAN

### C. TEMUAN DAN PEMBAHASAN

#### 1. Estimasi Parameter dengan Metode Kuadrat Terkecil

Pada estimasi dengan metode OLS, estimator yang diperoleh adalah BLUE (*Best Linier Unbiased Estimator*) dengan parameter yang diestimasi adalah  $\alpha_i^*$  dan  $\beta$ . Adapun kajian estimasinya sebagai berikut.

misal,  $S = \sum_{i=1}^N \mathbf{u}_i' \mathbf{u}_i$  dimana  $\mathbf{u}_i = \mathbf{y}_i - \mathbf{e} \alpha_i^* - \mathbf{X}_i \beta$  sehingga diperoleh (4.1)

$$S = \sum_{i=1}^N \mathbf{u}_i' \mathbf{u}_i$$

$$\begin{aligned}
 &= \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\alpha_i^* - \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{y}_i - \mathbf{e}\alpha_i^* - \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}) \\
 &= \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i'\mathbf{y}_i - \mathbf{y}_i'\mathbf{e}\alpha_i^* - \mathbf{y}_i'\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} - \alpha_i^{*'}\mathbf{e}'\mathbf{y}_i + \alpha_i^{*'}\mathbf{e}'\mathbf{e}\alpha_i^* + \alpha_i^{*'}\mathbf{e}'\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i'\mathbf{y}_i \\
 &\quad + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i'\mathbf{e}\alpha_i^* + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i'\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}) \\
 &= \sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i'\mathbf{y}_i - 2\mathbf{y}_i'\mathbf{e}\alpha_i^* - 2\mathbf{y}_i'\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + 2\alpha_i^{*'}\mathbf{e}'\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \alpha_i^{*'}\mathbf{e}'\mathbf{e}\alpha_i^* + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i'\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}) \\
 &\quad (4.1)
 \end{aligned}$$

Selanjutnya (4.1) diturunkan terhadap  $\alpha_i^*$ , sehingga diperoleh (4.2)

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial S}{\partial \alpha_i^*} &= \frac{\sum_{i=1}^N (\mathbf{y}_i'\mathbf{y}_i - 2\mathbf{y}_i'\mathbf{e}\alpha_i^* - 2\mathbf{y}_i'\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta} + 2\alpha_i^{*'}\mathbf{e}'\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta} + \alpha_i^{*'}\mathbf{e}'\mathbf{e}\alpha_i^* + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_i'\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})}{\partial \alpha_i^*} \\
 &= \sum_{i=1}^N (-2\mathbf{y}_i'\mathbf{e} + 2\boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i'\mathbf{e} + 2\mathbf{e}'\alpha_i^*) \\
 &= -2\sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i'\mathbf{e} + 2\boldsymbol{\beta}'\mathbf{e}\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' + 2\mathbf{e}'\mathbf{e}\sum_{i=1}^N \alpha_i^* \quad (4.2)
 \end{aligned}$$

Selanjutnya (4.2) disamakan dengan nol. Tahapannya sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial S}{\partial \alpha_i^*} &= 0 \\
 -2\sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i'\mathbf{e} + 2\boldsymbol{\beta}'\mathbf{e}\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' + 2\mathbf{e}'\mathbf{e}\sum_{i=1}^N \alpha_i^* &= 0 \\
 -\sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i'\mathbf{e} + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{e}\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' + \mathbf{e}'\mathbf{e}\sum_{i=1}^N \alpha_i^* &= 0 \\
 \mathbf{e}'\mathbf{e}\sum_{i=1}^N \alpha_i^* &= \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i'\mathbf{e} - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{e}\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \\
 \sum_{i=1}^N \alpha_i^* &= \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i' - \boldsymbol{\beta}'\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i'
 \end{aligned}$$

$$\hat{\alpha}_i^* = \bar{y}_i - \beta' \bar{X}_i \quad i=1,2,\dots,N \quad (4.3)$$

Setelah  $\hat{\alpha}_i^*$  ditemukan, selanjutnya dilakukan estimasi parameter  $\beta$ . Langkah pertama yang dilakukan adalah (4.1) diturunkan terhadap  $\beta$ . Tahapannya sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \frac{\partial S}{\partial \beta} &= \frac{\sum_{i=1}^N (y_i' y_i - 2 y_i' e \alpha_i^* - 2 y_i' X_i \beta + 2 \alpha_i^* e' X_i \beta + \alpha_i^* e' e \alpha_i^* + \beta' X_i' X_i \beta)}{\partial \beta} \\ &= \sum_{i=1}^N (-2 y_i' X_i + 2 \alpha_i^* e' X_i + 2 \beta' X_i' X_i) \\ &= \sum_{i=1}^N y_i' X_i + \sum_{i=1}^N \alpha_i^* e' X_i + \sum_{i=1}^N \beta' X_i' X_i \end{aligned} \quad (4.4)$$

Selanjutnya (4.4) disamakan dengan nol sehingga diperoleh (4.5)

$$\begin{aligned} \frac{\partial S}{\partial \beta} &= 0 \\ \sum_{i=1}^N y_i' X_i + \sum_{i=1}^N \alpha_i^* e' X_i + \sum_{i=1}^N \beta' X_i' X_i &= 0 \\ \sum_{i=1}^N \beta' X_i' X_i &= \sum_{i=1}^N y_i' X_i - \sum_{i=1}^N \alpha_i^* e' X_i \\ \sum_{i=1}^N \beta' X_i' X_i &= \sum_{i=1}^N y_i' X_i - \sum_{i=1}^N [\bar{y}_i - \beta' \bar{X}_i] X_i \\ \sum_{i=1}^N \beta' X_i' X_i &= \sum_{i=1}^N y_i' X_i - \sum_{i=1}^N [\bar{y}_i X_i - \beta' \bar{X}_i X_i] \\ \sum_{i=1}^N \beta' X_i' X_i &= \sum_{i=1}^N y_i' X_i - \sum_{i=1}^N \bar{y}_i X_i + \sum_{i=1}^N \beta' \bar{X}_i X_i \\ \sum_{i=1}^N \beta' X_i' X_i - \sum_{i=1}^N \beta' \bar{X}_i X_i &= \sum_{i=1}^N y_i' X_i - \sum_{i=1}^N \bar{y}_i X_i \\ \beta' \sum_{i=1}^N [X_i' X_i - \bar{X}_i X_i] &= \sum_{i=1}^N y_i' X_i - N \bar{X}_i \bar{y}_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \beta \sum_{i=1}^N [(\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}})'(\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}})] &= \sum_{i=1}^N (\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}}) - (\mathbf{y}_i - \bar{\mathbf{y}}_i) \\ \hat{\beta}_{OLS} &= \left[ \sum_{i=1}^N [(\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}})'(\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}})] \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N (\mathbf{X}_i - \bar{\mathbf{X}}) - (\mathbf{y}_i - \bar{\mathbf{y}}_i) \right] \quad (4.5) \end{aligned}$$

## 2. Estimasi Parameter dengan Metode *Least Square Dummy Variabel*

Estimasi parameter dengan metode *Least Square Dummy Variabel* (LSDV) tidak berbeda jauh dengan metode OLS. Tahapannya sama dengan metode OLS, tetapi pada LSDV digunakan variabel *dummy* karena nilai observasi variabel untuk koefisien  $\alpha_i^*$  diambil dari variabel *dummy*. Selanjutnya, membuat persamaan yang ekuivalent dengan persamaan (4.1) dengan matriks transformasi yang berukuran  $T \times T$  dan *idempotent* (Hsiao, 2002), yakni :

$$\mathbf{Q} = \mathbf{I}_T - \frac{1}{T} \mathbf{e} \mathbf{e}' \quad (4.6)$$

Untuk menghilangkan efek individu  $\alpha_i^*$  agar dapat mengukur pengamatan individu sebagai deviasi dari means individu terhadap waktu, maka substitusikan (4.6) pada (4.1) di kedua ruas persamaan, sedemikian hingga diperoleh persamaan (4.7)

$$\begin{aligned} \mathbf{Q} \mathbf{y}_i &= \mathbf{Q} \mathbf{e} \alpha_i^* + \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \beta + \mathbf{Q} \mathbf{u}_i \\ &= \left[ \mathbf{I}_T - \frac{1}{T} \mathbf{e} \mathbf{e}' \right] \mathbf{e} \alpha_i^* + \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \beta + \mathbf{Q} \mathbf{u}_i \\ &= \left[ \mathbf{e} \alpha_i^* - \frac{1}{T} \mathbf{e} \mathbf{e}' \mathbf{e} \alpha_i^* \right] + \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \beta + \mathbf{Q} \mathbf{u}_i \\ &= \left[ \mathbf{e} \alpha_i^* - \mathbf{e} \alpha_i^* \frac{1}{T} T \right] + \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \beta + \mathbf{Q} \mathbf{u}_i \\ &= 0 + \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \beta + \mathbf{Q} \mathbf{u}_i \\ \mathbf{Q} \mathbf{y}_i &= \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \beta + \mathbf{Q} \mathbf{u}_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4.7) \end{aligned}$$

dengan menggunakan tahapan dari metode estimasi OLS, maka parameter pada (4.7) dapat diestimasi, sebagai berikut.



Dari persamaan (4.7) diubah ke dalam bentuk seperti pada persamaan berikut.

$$\mathbf{Q}\mathbf{u}_i = \mathbf{Q}\mathbf{y}_i - \mathbf{Q}\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} \quad (4.8)$$

Misalkan  $F = \sum_{i=1}^N (\mathbf{Q}\mathbf{u}_i)'(\mathbf{Q}\mathbf{u}_i)$ . Dengan menurunkan secara parsial,

maka diperoleh persamaan (4.9). Selanjutnya, (4.9) diturunkan terhadap  $\boldsymbol{\beta}$  sehingga diperoleh (4.10). Kemudian (4.10) disamakan dengan nol hingga ditemukan  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{LSDV}$ . Tahapan analisis sebagai berikut.

$$\begin{aligned} F &= \sum_{i=1}^N (\mathbf{Q}\mathbf{y}_i - \mathbf{Q}\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Q}\mathbf{y}_i - \mathbf{Q}\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}) \\ &= \sum_{i=1}^N [\mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{y}_i - \mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{y}_i + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}] \\ &= \sum_{i=1}^N [\mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{y}_i - 2\mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}] \end{aligned}$$

(4.9)

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial \boldsymbol{\beta}} &= \frac{\sum_{i=1}^N [\mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{y}_i - 2\mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}]}{\partial \boldsymbol{\beta}} \\ &= \sum_{i=1}^N [-2\mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i + 2\boldsymbol{\beta} \mathbf{Q}_i' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i] \\ &= \sum_{i=1}^N -2\mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i + \sum_{i=1}^N 2\boldsymbol{\beta} \mathbf{Q}_i' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \end{aligned} \quad (4.10)$$

$$\frac{\partial F}{\partial \boldsymbol{\beta}} = 0$$

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^N -2\mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i + \sum_{i=1}^N 2\boldsymbol{\beta} \mathbf{Q}_i' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i &= 0 \\ \sum_{i=1}^N 2\boldsymbol{\beta} \mathbf{Q}_i' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i &= \sum_{i=1}^N 2\mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \beta \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{Q}_i' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right] &= \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right] \\
 \beta \left[ \sum_{i=1}^N (\mathbf{Q}_i')^{-1} \mathbf{Q}_i' \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right] &= \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i' (\mathbf{Q}_i')^{-1} \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right] \\
 \beta \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right] &= \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right] \\
 \hat{\beta}_{LSDV} &= \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right] \quad (4.11)
 \end{aligned}$$

Estimator kovarians dari  $\hat{\beta}_{LSDV}$  unbiased dan konsisten ketika  $N$  or  $T$  atau keduanya infinit. Sehingga matriks varians kovarians-nya sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
 Var(\hat{\beta}_{LSDV}) &= Var \left( \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{y}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right] \right) \\
 &= Var \left( \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{y}_i \right] \right) \\
 &= \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} Var \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{y}_i \right] \left( \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \right)' \\
 &= \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \right] Var(Y) \left( \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \right)' \\
 &= \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \right] \sigma_u^2 \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \right] \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \\
 &= \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right] \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \sigma_u^2 \\
 &= \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} I \sigma_u^2
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= \sigma_u^2 I \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \\ &= \sigma_u^2 \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \end{aligned}$$

#### D. SIMPULAN

Berdasarkan hasil dan pembahasan yang telah diuraikan, maka kesimpulan yang dapat dibuat adalah estimasi parameter dengan pendekatan FEM pada regresi panel dapat menggunakan metode estimasi *least square dummy variabel* dimana prosedur estimasinya identik dengan metode estimasi OLS.

#### DAFTAR PUSTAKA

- Arellano, M., and S. Bond. (1991). Some test of specification for data panel: monte carlo evidence and a application to employment equations, *Review of Economic studies* 58, 277-297.
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometrics analysis of data panel 3<sup>rd</sup> edition*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Greene, W.H. (2000). *Econometrics analysis 3<sup>rd</sup> edition*. New Jersey: Prentice Hall.
- Gujarati D. (2003). *Basic econometrics 4<sup>th</sup> edition*. New York: McGraw-Hill.
- Herosobroto dan Ekananda M. (2007). Analisis dampak depresiasi dan volatilitas nilai tukar terhadap kinerja ekspor kayu olahan indonesia. *Makalah Paralel*. Depok: Wisma Makara Kampus UI.
- Hsiao C. (2002). *Analysis of data panel 2<sup>nd</sup> edition*. West Nyack, NY: Cambrige University Press.
- Kao C dan Chiang MS. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15, 179-222.
- Kruiniger H. (2002). On the estimation of panel regression models with fixed effect. *Working Paper, Departement of Economics*, London: Queen Mary.

- Lancaster, T. (1997). Orthogonal parameter and data panel, *Working Paper 97 – 32. Direvisi Mei 1999 dan Maret 2001*. Brown University: Providence Rhode Island
- Park H Myoung. (2005). Linear regression models for data panel using SAS, STATA, LIMDEP, and SPSS. *Document Paper*. The Trustees of Indiana University.